

Musterlösung

Wahrscheinlichkeitstheorie und Statistik (BSc D-ITET)

1. Seien U_A das Ereignis, dass Urne A gewählt wird, und U_B das Ereignis, dass Urne B gewählt wird. Es gilt $P[U_A] = P[U_B] = 1/2$.

a) Gesucht ist $P[U_A | X = 1]$. Laut Aufgabenstellung gilt

$$P[X = k | U_A] = \binom{3}{k} \left(\frac{2}{5}\right)^k \left(\frac{3}{5}\right)^{3-k} \quad k = 0, 1, 2, 3;$$

$$P[X = l | U_B] = \binom{3}{l} \left(\frac{1}{5}\right)^l \left(\frac{4}{5}\right)^{3-l} \quad l = 0, 1, 2, 3.$$

Nach der Formel von Bayes gilt

$$\begin{aligned} P[U_A | X = 1] &= \frac{P[X = 1 | U_A]P[U_A]}{P[X = 1 | U_A]P[U_A] + P[X = 1 | U_B]P[U_B]} \\ &= \frac{3 \left(\frac{2}{5}\right) \left(\frac{3}{5}\right)^2}{3 \left(\frac{2}{5}\right) \left(\frac{3}{5}\right)^2 + 3 \left(\frac{1}{5}\right) \left(\frac{4}{5}\right)^2} = \frac{2 \cdot 9}{2 \cdot 9 + 16} = \frac{18}{34} = \frac{9}{17}. \end{aligned}$$

- b) Wir suchen die Wahrscheinlichkeit vom Ereignis $E = \{X = 0 \text{ oder } X = 3\} = \{X = 0\} \cup \{X = 3\}$. Nach der Formel der totalen Wahrscheinlichkeit gilt

$$\begin{aligned} P[E] &= P[X = 0] + P[X = 3] \\ &= P[X = 0 | U_A]P[U_A] + P[X = 3 | U_A]P[U_A] \\ &\quad + P[X = 0 | U_B]P[U_B] + P[X = 3 | U_B]P[U_B] \\ &= \frac{1}{2} \left(\left(\frac{3}{5}\right)^3 + \left(\frac{2}{5}\right)^3 + \left(\frac{4}{5}\right)^3 + \left(\frac{1}{5}\right)^3 \right) \\ &= \frac{1}{2} \cdot \frac{27 + 8 + 64 + 1}{125} = \frac{1}{2} \cdot \frac{100}{125} = \frac{2}{5}. \end{aligned}$$

c) Es gilt

$$\begin{aligned} E[X] &= \sum_{k=1}^3 kP[X = k] \\ &= \frac{1}{2} \sum_{k=1}^3 k(P[X = k | U_A] + P[X = k | U_B]) = \frac{1}{2} \left(3 \cdot \frac{2}{5} + 3 \cdot \frac{1}{5} \right) = \frac{9}{10}. \end{aligned}$$

Wegen $3 = X + Y$ gilt

$$E[Y] = E[3 - X] = 3 - E[X] = \frac{21}{10}.$$

Weiter gilt

$$\begin{aligned}
 E[XY] &= E[3X - X^2] = 3E[X] - E[X^2] \\
 &= \frac{27}{10} - \frac{1}{2} \sum_{k=1}^3 k^2 (P[X = k|U_A] + P[X = k|U_B]) \\
 &= \frac{27}{10} - \frac{3}{2} = \frac{12}{10}.
 \end{aligned}$$

2. a) Es ist $S = X + 3Y + 2Z$. Aus der Unabhängigkeit folgt

$$\begin{aligned}
 \text{Var}(S) &= \text{Var}(X) + \text{Var}(3Y) + \text{Var}(2Z) \\
 &= \text{Var}(X) + 9\text{Var}(Y) + 4\text{Var}(Z) = 22\lambda.
 \end{aligned}$$

Wir haben

$$\begin{aligned}
 \varphi_D(t) &= E[e^{itD}] = E[e^{it(X-Y)}] = E[e^{itX}e^{-itY}] \\
 &\stackrel{\text{unabh.}}{=} E[e^{itX}]E[e^{-itY}] = \varphi_X(t)\varphi_Y(-t).
 \end{aligned}$$

Es gilt (diese Formel muss hergeleitet werden)

$$\begin{aligned}
 \varphi_X(t) &= E[e^{itX}] = \sum_{k=0}^{\infty} e^{itk} P[X = k] = \sum_{k=0}^{\infty} e^{itk-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!} \\
 &= e^{-\lambda} \sum_{k=0}^{\infty} \frac{(e^{it}\lambda)^k}{k!} = e^{-\lambda} e^{e^{it}\lambda} = e^{\lambda(e^{it}-1)}.
 \end{aligned}$$

Schliesslich erhalten wir

$$\varphi_D(t) = e^{\lambda(e^{it}-1)} e^{\lambda(e^{-it}-1)} = e^{\lambda(e^{it}+e^{-it}-2)} = e^{2\lambda(\cos(t)-1)}.$$

b) Aus der Unabhängigkeit von X und $Y + Z$ folgt

$$\begin{aligned}
 P[X = k|T = n] &= \frac{P[T = n|X = k]P[X = k]}{P[T = n]} \\
 &= \frac{P[Y + Z = n - k]P[X = k]}{P[T = n]}.
 \end{aligned}$$

Wegen der Unabhängigkeit der Poisson-verteilten Zufallsvariablen folgt, dass $Y + Z$ eine Poisson(4λ) und T eine Poisson(5λ) Verteilung haben. Also

$$\begin{aligned}
 P[X = k|T = n] &= \frac{e^{-4\lambda}(4\lambda)^{n-k}e^{-\lambda}\lambda^k n!}{(n-k)!k!e^{-5\lambda}(5\lambda)^n} \\
 &= \binom{n}{k} \frac{4^{n-k}}{5^n} = \binom{n}{k} \left(\frac{1}{5}\right)^k \left(1 - \frac{1}{5}\right)^{n-k}.
 \end{aligned}$$

c) Es gilt

$$\text{Var}(T) = E[T] = 5\lambda.$$

Mit der Ungleichung von Chebyshev folgt

$$\begin{aligned}
 P[T < \lambda] &= P[T - 5\lambda < -4\lambda] \\
 &\leq P[|T - 5\lambda| \geq 4\lambda] \leq \frac{\text{Var}(T)}{16\lambda^2} = \frac{5}{16\lambda}.
 \end{aligned}$$

Mit $\lambda \geq 1$ folgt

$$P[T < \lambda] \leq \frac{5}{16\lambda} \leq \frac{5}{16} < \frac{1}{3}.$$

Also kann $P[T < \lambda] > 1/3$ nicht gelten.

Siehe nächstes Blatt!

3. a) Wir haben

$$\begin{aligned} E\left[\frac{V}{X^2+1}\right] &= E\left[Y\frac{X}{X^2+1}\right] = E[Y]E\left[\frac{X}{X^2+1}\right] \\ &= \int_0^1 \frac{x}{x^2+1} dx = \frac{1}{2} \log(x^2+1)\Big|_0^1 = \frac{\log(2)}{2}. \end{aligned}$$

b) Wegen der Unabhängigkeit gilt für die gemeinsame Dichte von (X, Y)

$$f_{X,Y}(x, y) = 1_{\{0 \leq x \leq 1\}} e^{-y} 1_{\{y > 0\}}.$$

Es gilt

$$\begin{aligned} P[U \leq 0.5] &= \int \int f_{X,Y}(x, y) 1_{\{x+y \leq 0.5\}} dx dy \\ &= \int_0^1 \int_0^\infty e^{-y} 1_{\{y \leq 0.5-x\}} 1_{\{y > 0\}} dy dx \\ &= \int_0^1 1_{\{x \leq 0.5\}} (1 - e^{-(0.5-x)}) dx \\ &= \int_0^{0.5} (1 - e^{x-0.5}) dx = 0.5 - e^{-0.5} (e^{0.5} - 1) = e^{-0.5} - 0.5. \end{aligned}$$

Es gilt $P[U < u] = 0$ für $u < 0$. Für $u \geq 0$ gilt

$$\begin{aligned} P[U \leq u] &= \int \int f_{X,Y}(x, y) 1_{\{x+y \leq u\}} dx dy \\ &= \int_0^1 \int_0^\infty e^{-y} 1_{\{y \leq u-x\}} 1_{\{y > 0\}} dy dx \\ &= \int_0^1 1_{\{u-x \geq 0\}} (1 - e^{-(u-x)}) dx \\ &= \int_0^1 1_{\{x \leq u\}} (1 - e^{x-u}) dx. \end{aligned}$$

Für $u > 1$ gilt

$$P[U \leq u] = \int_0^1 1 - e^x e^{-u} dx = 1 - e^{-u} (e - 1).$$

Für $0 \leq u \leq 1$ gilt

$$P[U \leq u] = \int_0^u 1 - e^x e^{-u} dx = u - e^{-u} (e^u - 1).$$

Also haben wir

$$P[U \leq u] = \begin{cases} 0, & \text{falls } u < 0, \\ u + e^{-u} - 1, & \text{falls } 0 \leq u < 1, \\ 1 - e^{-u} (e - 1), & \text{sonst.} \end{cases}$$

Für die Dichte f_U gilt dann

$$f_U(u) = \frac{d}{du} P[U \leq u] = \begin{cases} 0, & \text{falls } u < 0, \\ 1 - e^{-u}, & \text{falls } 0 \leq u < 1, \\ e^{-u} (e - 1), & \text{sonst.} \end{cases}$$

c) Die beste lineare Prognose von V durch U ist gegeben durch

$$\begin{aligned} Z &= \frac{\text{cov}(V, U)}{\text{Var}(U)} (U - E[U]) + E[V] \\ &= \frac{\text{cov}(V, U)}{\text{Var}(X + Y)} (U - E[X + Y]) + E[XY] \\ &= \frac{\text{cov}(V, U)}{\text{Var}(X) + \text{Var}(Y)} (U - E[X] - E[Y]) + E[X]E[Y]. \end{aligned}$$

Bitte wenden!

Es gilt $E[X] = 1/2$, $\text{Var}(X) = 1/12$ und $E[Y] = \text{Var}(Y) = 1$. Es gilt

$$\begin{aligned}\text{cov}(V, U) &= E[VU] - E[V]E[U] \\ &= E[X^2Y + XY^2] - E[XY]E[X + Y] \\ &= E[X^2Y] + E[XY^2] - E[XY]E[X] - E[XY]E[Y] \\ &= E[X^2]E[Y] + E[X]E[Y^2] - E[Y]E[X]^2 - E[X]E[Y]^2 \\ &= E[Y]\text{Var}(X) + E[X]\text{Var}(Y).\end{aligned}$$

Also

$$\begin{aligned}Z &= \frac{E[Y]\text{Var}(X) + E[X]\text{Var}(Y)}{\text{Var}(X) + \text{Var}(Y)}(U - E[X] - E[Y]) + E[X]E[Y] \\ &= \frac{1/12 + 1/2}{1/12 + 1} \left(U - \frac{3}{2} \right) + \frac{1}{2} \\ &= \frac{7}{13} \left(U - \frac{3}{2} \right) + \frac{1}{2} = \frac{7}{13}U - \frac{4}{13}.\end{aligned}$$